

Araştırma Makalesi

Baltık Kuru Yük Endeksi İle Finansal Piyasalar Arasında Nedensellik İlişkisi: Pandemi Dönemi Türkiye Örneği

Causality Relationship Between Baltic Dry Index and Financial Markets: Pandemic Period Evidence From Turkey

Cumhur ŞAHİN Doç. Dr., Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi Bozüyük MYO Bankacılık ve Sigortacılık Programı cumhur.sahin@bilecik.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-8790-5851	Çağlar KARAMAŞA Dr. Öğr. Üyesi, Anadolu Üniversitesi İşletme Fakültesi Muhasebe-Finansman Bölümü ckaramasa@anadolu.edu.tr https://orcid.org/0000-0003-2454-1824
--	--

Makale Geliş Tarihi	Makale Kabul Tarihi
19.08.2022	15.12.2022

Öz

Baltık kuru yük endeksi (BDI) , deniz lojistiği ile alakalı bir kavram olup, kuru yük taşımacılığının günlük ticari etkinliklerini göstermektedir. Endeks, yaygın bir biçimde ekonomik aktivitelerin öncü göstergelerden biri olarak kabul edilmektedir. Bu çalışmada pandemi dönemi boyunca BDI ile Türkiye finansal piyasalarını temsil ettiği düşünülen BIST-100 endeksi ile Türkiye gösterge faiz oranı arasındaki ilişki 13 Mart 2020 ile 10 Haziran 2022 periyodu için araştırılmıştır. Veriler bloomberght platformundan temin edilmiştir. Parametrelerle ilgili durumu araştırabilmek için basit ve çoklu doğrusal regresyon denklemleri göz önünde tutulmuştur. Araştırmada değerlendirilen ekonometrik yöntem, üç ana başlık altında ele alınabilir. Birinci aşamada, serilerin birim kök analizlerinde Ng-Perron ile Lee-Strazicich birim kök testlerinden yararlanılmaktadır. Daha sonra, seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi ARDL sınır testi yardımıyla incelenmektedir. Nihai aşamada ise, seriler arasındaki nedensellik ilişkileri araştırılmıştır. Analiz sonuçlarından BDI'den BIST 100, Gösterge Faiz oranı ve her ikisinin bulunduğu genel modelde bir nedensellik tespit edilememiştir. BIST 100'den BDI, Gösterge Faiz oranı ve her ikisinin bulunduğu genel modelde ise bir nedensellik tespit edilmiştir. Gösterge faiz oranından BDI'ye doğru bir nedensellik tespit edilememişken BIST 100 ve her ikisinin bulunduğu genel modelde bir nedensellik gözlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Baltık Kuru Yük Endeksi, Finansal Piyasalar, Birim Kök Analizi, Eşbütünleşme İlişkisi, Nedensellik İlişkisi

Abstract

The Baltic dry index (BDI) is a concept of maritime logistics which shows the daily commercial activities of dry cargo transportation. The index is accepted as one of the common leading indicators of economic activities. This study researches the BDI and ISE-100 index which represents the Turkish stock market with benchmark interest rates in the pandemic period of March 2020-June 2022. The data were obtained from the bloomberght platform. Simple and multiple linear regression equations were used to investigate the variables. The econometric analysis was done in three stages. In the first stage, Ng-Perron and Lee-Strazicich unit root tests are used in the unit root analysis of the series. This was followed by the examination of the cointegration relationship between the series using ARDL bounds test. The causality relationships between the series were determined in the last stage. Analysis results cannot show causality from BDI to ISE-100 index, benchmark interest rate, and general model. There is causality from ISE-100 index to BDI, benchmark interest rate, and general model. It is detected that there is no

Önerilen Atıf /Suggested Citation

Şahin, C., Karamaşa, Ç., 2022 Baltık Kuru Yük Endeksi İle Finansal Piyasalar Arasında Nedensellik İlişkisi: Pandemi Dönemi Türkiye Örneği, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 57(4), 3434-3450

causality from benchmark interest rate to BDI and ISE-100 index while the causality is detected in the general model.

Keywords: *Baltic Dry Index, Financial Markets, Unit Root Analysis, Cointegration Relationship, Causality Relationship*

1. Giriş

Baltık kuru yük endeksi, deniz lojistiği ile alakalı bir kavram olup, kuru yük taşımacılığının günlük ticari etkinliklerini gösterir. Endeks, nakliyesi yapılan yükler mukabilinde sağlanan ücretleri, başka bir deyişle navlun fiyatlarını temel almakta ve günlük bültenler halinde göstermektedir. Baltık kuru yük endeksi, 200 yıldan fazla geçmişe sahip, merkezi Londra’da olan ve denizcilik sektörü ile ilgili bağımsız veri sağlayıcısı olan Baltık Borsası aracılığıyla yayınlanmaktadır. Endeksin başlangıç tarihi 1985 Ocak’tır. Söz konusu kurumun deniz lojistiğinde itibarlı bir yeri bulunmakta ve verileri temel alınmaktadır. Dolayısıyla, kuru yük endeksi öncü bir yol gösterici değerindedir. Bu çalışmada küresel düzeyde önemli bir öncü gösterge olan Baltık kuru yük endeksi ile Türkiye finansal piyasaları arasındaki nedensellik ilişkisi Covid 19 pandemi dönemi için araştırılmıştır.

2. Literatür Taraması

Literatürde Baltık kuru yük endeksi (BDI) ile finansal piyasalar arasındaki çalışmaların, özellikle 2000’li yılların başlarından itibaren arttığı gözlenmektedir. Bu çalışmaların başlıcaları şunlardır:

Koskinen ve Hilmola (2005, s.173) BDI’nin rekabetçi bir ekonomide hisse senedi fiyatlarını ve ekonomik aktiviteleri öngörmeye başarılı olduğunu belirtirken, Chang ve Lin (2009) BRIC ülkeleri ve ABD hisse senedi endeksleri ile BDI arasındaki nedensellik ilişkisini ele alan çalışmada BDI ile menkul kıymet borsaları arasında eşbütünleşme olmadığı bulgusuna ulaşmışlardır. Liu vd. (2010, s.1) Şangay endeksi ve BDI ilişkisini korelasyon ve ARIMA model ile incelemişler, neticede değişkenler arasında güçlü bir korelasyon gözlemlemişlerdir. Bakshi vd. (2011) BDI’nin hisse senedi piyasaları ile yakın bir ilişkisi olup, öncü gösterge olarak kullanılabileceğini belirtirken, Gusanu vd. (2012) ABD, Avrupa ve Asya için deniz taşıma maliyetleri ile borsa endeksi arasındaki ilişkiyi ele aldıkları çalışmada borsa endekslerinin BDI ile ifade edilen taşıma maliyetlerinde artışa yol açtığını belirlemişlerdir. Oomen (2012), BDI’nin getirisi ile on bir gelişmiş ülke hisse senedi future sözleşmelerin getirisi arasındaki ilişkiyi araştırmış olup, BDI’nin getirisi ile hisse senedi piyasaları getirisi arasında anlamlı münasebet belirlemiştir. Erdoğan vd. (2013, s.282), BDI ile Amerika Birleşik Devletleri menkul kıymetler borsası S & P Dow Jones endeksi arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi olduğunu, Baur ve Löffler, (2013, s.1)’in araştırmasında borsa getirilerini öngörmeye belirleyici değişkenler olarak altın talebi ve BDI tavsiye edilmektedir.

Papailias ve Thomakos (2013, s.1) çalışmalarında zayıf bir ABD Doları ile negatif yönlü bir ilişkiye sahipken, yükselen piyasa ekonomilerindeki ülkelerin hisse senedi fiyatları ile ise pozitif yönde etkileşime sahip olduğunu saptamışlardır. Apergis ve Payne (2013, s.62) BDI ile bir dizi finansal varlık grubu arasındaki ilişkiyi 1985-2012 dönemi için araştırmış olup, BDI’nin finansal varlıkların öngörüsünde kullanılabilecek faydalı bir araç olduğunu tespit etmişlerdir. Alizadeh ve Muradoğlu (2014, s. 445) BDI’nin endeksinin menkul kıymet borsalarındaki gelişimi önceden tahmin edebildiğini; Zuccollo (2014) BDI ile Güney Afrika borsası arasındaki ilişkiyi araştırmış olup, BDI’den Güney Afrika borsasına doğru uzun dönemli bir nedensellik olduğunu belirlemiştir. Kavussanos vd. (2014, s.79), navlun masrafları ile emtia türev piyasaları arasındaki volatilité yayılım etkisini araştırdıkları çalışmada, özellikle tarımsal emtia türev piyasalarının, getiri ve oynaklık bağlamında navlun piyasalarını bilgisel olarak yönlendirdiğini saptamışlardır. Bildirici vd. (2015, s. 416) BDI’nin finansal piyasalar için öncü bir gösterge olduğunu ve aralarında yakın bir ilişki bulunduğunu, Şimdi ve Tunahan (2015, s.85) BDI ile ABD borsası ve Borsa İstanbul Sınai Endeksi (BIST) arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında tek yönlü bir ilişki bulunduğunu ortaya koydular. Graham vd. (2016, s.424) deniz lojistiği ile yükselen piyasalar denilen gelişmekte olan ülke hisse senetleri arasında anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki gözlemlerken, Giannarakis vd. (2017, s.159) BDI’nin ABD borsa endeksi üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğunu, dolayısıyla deniz taşımacılığı maliyetinin küresel büyüme ve finansal piyasalar açısından öncü bir gösterge olduğunu saptamışlardır. Zhang ve Pei (2017), 2000-2017 periyodunda Çin borsası ve BDI ilişkisini incelemiş olup, analiz sonuçlarına göre için Çin borsası ile BDI arasında güçlü bir korelasyon saptanmıştır. Sartorius vd. (2018, s. 9) BDI ile Güney Afrika’da

hisse senetleri fiyatları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında elde etmiş oldukları bulgular, BDI ile hisse senedi endeksleri arasında anlamlı nedensellik ilişkisinin varlığına işaret etmektedir.

Cihangir (2018, s.8) VIX ile BDI arasındaki ilişkiyi incelediği araştırmasında, adı geçen parametreler arasında uzun dönemde bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, aralarında pozitif yönde etkileşim sonucuna ulaşmıştır. Açık ve Başer (2018, s.146) BDI'yi etkin piyasalar hipotezi bağlamında araştırdıkları çalışmalarında endeksin etkin piyasa özelliği taşımadığı sonucuna ulaşmışlardır. Conrad vd. (2018, s. 11) BDI ile kripto para birimleri arasındaki uzun ve kısa vadeli volatilitiyi inceledikleri çalışmalarındaki bulgular, BDI ile Bitcoin oynaklığı arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu göstermektedir. Lin vd. (2019, s. 265) BDI'nin emtia ve hisse senedi piyasaları üzerinde zamanla değişen önemli bir oynaklık yayılma etkisine sahip olduğunu, Manoharrran ve Visalakshimi (2019, s. 213) Ocak 2011- Aralık 2015 periyodu için Hindistan ve Çin borsaları ile BDI ilişkisini incelemiş olup, netice itibarıyla her iki borsa için BDI'nin etkili olduğunu belirlemişlerdir.

Choi ve Kim (2019, s.61), BDI'nin Kore hisse senedi fiyat volatilitesi üzerine etkisi olup olmadığını araştırdıkları çalışmada, BDI'nin imalat, hizmetler ve kimya endüstrisindeki hisse senedi fiyatları üzerinde anlamlı bir etkiye sahipken, diğer hisseler üzerinde bir etkisi olmadığı görülmüştür. Ayrıca, deniz taşımacılığı fiyatlarındaki değişimin Kore menkul kıymet borsası volatilitesinin tahmin edilmesinde kullanılabileceği ispatlanmıştır. Han vd. (2020) BDI'nin, tarım future finansal piyasalarındaki gelişmeleri önceden tahmin etmede başarılı bir öncü gösterge olduğunu belirtirken, Han vd. (2020) BDI ile yabancı para döviz getirileri arasında uzun dönemli ve anlamlı bir ilişkiye sahip olup, kuru yük endeksindeki artışın döviz getirileri üzerinde negatif etkiye sahip olduğunu belirlemişlerdir. Kiracı ve Akan (2020, s. 273) BDI ile petrol fiyatları ve dolar endeksi arasındaki simetrik ve asimetrik nedensellik ilişkisinin ampirik olarak incelendiği çalışmada değişkenler arasında pozitif yönde bir ilişki bulgusuna varmışlardır. Barut vd. (2020, s.3030) BDI ve ABD borsa emtia endeksi arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmada, değişkenler arasında belirsiz bir ilişki tespit etmiştir.

Kuo vd. (2020, s.349) BDI ile BRICS ülkeleri menkul kıymet borsaları arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmada sözkonusu ülke borsaları ile BDI arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu ortaya çıkmıştır. Chen vd. (2021, s. 12) BDI'deki artışın Çin borsasında negatif yönlü bir etkiye sahip olduğunu, Açık vd. (2021, s. 414) ABD gösterge faiziyle BDI'yi ele aldıkları çalışmada, belirsiz bir ilişkiye ulaşmışlardır.

Yılmaz ve Emir (2021, s. 874) BDI ve petrol fiyatlarının, borsalara tesirini, araştırdıkları çalışmada BDI değerlerinin, pandeminin zayıflaması sayesinde azaldığını, buna mukabil yükselen piyasa ekonomilerinde gelişmiş ülkelere nazaran belirgin bir volatilité artışına yol açtığını gözlemlemişlerdir. Bandyopadhyay ve Rajib (2021) BDI ile emtia spot fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisini araştırdıkları çalışmalarında BDI ve emtia fiyatları arasında asimetrik bir ilişki olduğunu, emtia fiyatlarının BDI üzerinde nedensellik etkisine sahip olduğu anlaşılmıştır.

3. Model ve Veri Seti

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde Baltic Dry Indeks, gösterge faiz oranı (%) ve BIST 100 endeksi ölçümleri arasındaki nedensellik ilişkisi analiz edilmiştir. Değişkenler, 13 Mart 2020 ile 10 Haziran 2022 arasındaki haftalık kapanış değerlerinden oluşmaktadır. Veriler bloomberght platformundan temin edilmiştir. Parametrelerle ilgili durumu araştırabilmek için basit ve çoklu doğrusal regresyon denklemleri göz önünde tutulmuştur.

Baltic Dry Indeks için modeller;

$$\text{Baltic Dry Indeks} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Gösterge Faiz (\%)} + \mu_t \quad (1)$$

$$\text{Baltic Dry Indeks} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{BIST 100} + \mu_t \quad (2)$$

$$\text{Baltic Dry Indeks} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Gösterge Faiz (\%)} + \alpha_2 \text{BIST 100} + \mu_t \quad (3)$$

Gösterge Faiz oranı için modeller;

$$\text{Gösterge Faiz (\%)} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Baltic Dry Indeks} + \mu_t \quad (4)$$

$$\text{Gösterge Faiz (\%)} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{BIST 100} + \mu_t \quad (5)$$

$$\text{Gösterge Faiz (\%)} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Baltic Dry Indeks} + \alpha_2 \text{BIST 100} + \mu_t \quad (6)$$

BIST 100 için modeller;

$$\text{BIST 100} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Baltic Dry Indeks} + \mu_t \quad (7)$$

$$\text{BIST 100} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Gösterge Faiz (\%)} + \mu_t \quad (8)$$

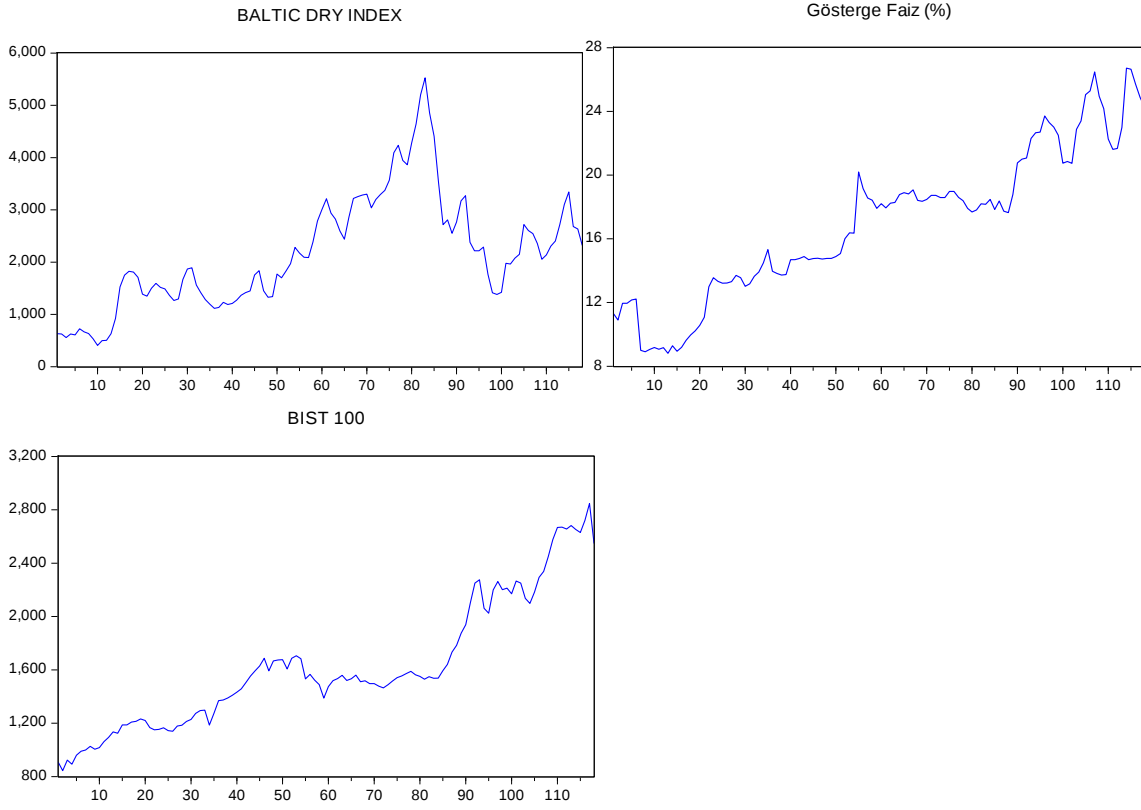
$$\text{BIST 100} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Baltic Dry Indeks} + \alpha_2 \text{Gösterge Faiz (\%)} + \mu_t \quad (9)$$

Araştırmada, incelenen bütün değişkenler 2020-2022 dönemini içermekte olup, Bloomberg veri tabanına ait (2020)'nin resmî sitesinden elde edilmiştir. α_0 modeldeki sabit terimi, μ_t hata terimini, α_1 ve α_2 ise bağımsız değişkenin parametresini sembolize eder. Tablo 1 değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikleri ve korelasyon matrisini ifade ederken, Şekil 1 ise serilerin umumi trendini ifade eder. Korelasyon matrisi sonuçları, Baltic Dry Indeks ile Gösterge Faiz (%) ve BIST 100 değişkenleri arasında pozitif-orta düzey; Gösterge Faiz (%) ile BIST 100 değişkenleri arasında pozitif-güçlü bir ilişki bulunduğunu göstermektedir.

BDI genel ortalama değeri 2164,58, Gösterge Faiz oranı genel ortalama değeri 16,99 ve BIST 100 genel ortalama değeri 1624,15 olarak bulunmuştur. Tüm parametreler için basıklık ve çarpıklık değerleri -1 ile +1 aralığında olup, normal dağılıma uygundur.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler ve Korelasyon Matrisi (Zaman Serisi: 2020-2022)

	BALTIC DRY INDEKS	Gösterge Faiz (%)	BIST 100
Ortalama	2164,58	16,99	1624,15
Medyan	2016	17,875	1534,14
Standart Sapma	1083,28	4,72	484,38
Minimum	407	8,81	844,37
Maximum	5526	26,71	2846,73
Çarpıklık	0,70	0,08	0,77
Basıklık	0,35	-0,76	-0,18
Korelasyon Matrisi			
BALTIC DRY INDEKS	1		
Gösterge Faiz (%)	0,561	1	
BIST 100	0,365	0,889	1

Grafik 1: Serilerin Zaman İçindeki Trendi (2020-2022)

4. Metodoloji

Araştırmada değerlendirilen ekonometrik yöntem, üç ana başlıkta ele alınabilir. Birinci aşamada, serilerin birim kök analizlerinde Ng-Perron ile Lee-Strazicich birim kök testlerinden yararlanılmaktadır. Daha sonra, seriler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi ARDL sınır testi yardımıyla incelenmektedir. Nihai aşamada ise, seriler arasındaki nedensellik ilişkileri araştırılmıştır.

4.1. Birim Kök Analizi

Araştırmada, birinci aşamada Ng-Perron (2001) birim kök testlerinden faydalanılmıştır. Ng-Perron birim kök testi, Phillips-Perron, Bhargava ve ADF-GLS birim kök testlerinde meydana gelen hata teriminin hacmindeki boyut dağılımı çarpıklığının düzeltilmesi amacıyla geliştirilmiş olan bir birim kök testidir. Phillips-Perron birim kök testinde serilerde negatif hareketli ortalama yapısı olduğunda, büyük oranda hata teriminde örneklem çarpıklığı yaşanabilmektedir. Dickey Fuller testlerinde bu durum belirgin bir probleme yol açmamaktadır. Ng - Perron testi bundan dolayı Phillips-Perron birim kök testlerini ve bilgi kriterlerini modifiye ederek daha ileri bir aşamaya taşımaktadır.

ADF ve PP testleri ile kıyaslandığında Ng-Perron testlerinin daha güvenilir sonuçlar verdiği ve küçük örneklem için daha uygun olduğu söylenebilir. (Shahbaz ve Lean, 2012). Değişkenlerin aynı dereceden durağan olup olmadığını incelemeyi amaçlayan Ng-Perron birim kök testi MZ_α , MZ_t , MSB ve MPT olarak dört farklı test içermektedir (Ng ve Perron, 2001; Öztürk ve Çınar, 2018). Phillips-Perron Z_α ve Z_t testlerinin geliştirilmiş biçimi olan MZ_α ve MZ_t testleri sırasıyla Eşitlik 10 ve 11'deki gibi oluşturulmaktadır (Göktaş, 2008; Öztürk ve Çınar, 2018):

$$MZ_\alpha = Z_\alpha + (T/2)(\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (10)$$

$$MZ_t = MSB * MZ_\alpha \quad (11)$$

Eşitlik 10'da Z_α testinin düzeltme faktörü $(T/2)(\hat{\phi}_1 - 1)^2$ ile; toplam gözlem sayısı T ile ve birim kök sınavında ele alınan otoregresif değişkenin katsayısı ise $\hat{\phi}_1$ ile ifade edilmektedir. Eşitlik 11'e göre MZ_t testinin uygulanabilmesi için MSB ve MZ_α testleri dikkate alınmaktadır. Bhargava testinin

geliştirilmiş biçimi olan *MSB* testi Eşitlik 12'deki gibi oluşturulmaktadır (Göktaş, 2008; Öztürk ve Çınar, 2018):

$$MSB = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{\gamma_{t-1}^2}{s^2} \right)^{1/2} \quad (12)$$

Seride sadece kesmenin yada kesme ve trendin birlikte bulunmasına göre iki şekilde ele alınan *MPT* testi ise ADF-GLS testinin geliştirilmiş biçimidir. Eğer seride sadece kesme varsa Eşitlik (13), seride kesme ve trend birlikte bulunuyorsa Eşitlik (14) *MPT* testi kapsamında ele alınmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006; Öztürk ve Çınar, 2018; Göktaş, 2008):

$$MPT = [\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{\gamma}_{t-1}^2 - \bar{c}T^{-1} \tilde{\gamma}_T^2] / S_{AR}^2 \quad (13)$$

$$MPT = [\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{\gamma}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1} \tilde{\gamma}_T^2] / S_{AR}^2 \quad (14)$$

Ng-Perron'un birinci ve ikinci (MZ_α ve MZ_t) testlerinde sıfır hipotezi birim kökün mevcudiyeti biçiminde belirlenirken, üçüncü ve dördüncü (*MSB* ve *MPT*) testlerde birim kökün bulunmadığı biçimindedir. Bütün testlerde kullanılan kritik değerleri, Ng-Perron geliştirmiştir. Phillips-Perron testlerindeki gibi otoregresif truncation gecikme uzunluğu Ng-Perron birim kök testinde de $T^{1/3}$ olarak alınmaktadır (Göktaş, 2008). ADF, PP, KPSS ve Ng-Perron gibi geleneksel birim kök testlerinin en çarpıcı niteliklerinden biri ise yapısal kırılmalar konusunda bilgi vermemeleri, dolayısıyla da sağlıklı neticelere yol açmalarından kaynaklı olarak tenkit edilmeleridir. (Sbia vd., 2014). Ülkede gerçekleşen buhranlar, siyasi ve ekonomik tansiyon gibi sebepler zaman serilerinde kırılmalara yol açabilir. Enflasyon seviyesindeki yükseliş, hem cari açığın hem de bütçe açığının artması, işsizlik, döviz kurunda yaşanan dalgalanmalar, CDS priminin yükselmesi, kamu mali disiplininin bozulması gibi ekonomik zorluklar ekonomik tansiyon olarak ifade edilebilir. Söz konusu olayları göz önünde bulundurmadan yapılan birim kök analizleri hatalı neticelerin yanı sıra testin gücü hakkında da soru işaretlerine zemin hazırlayabilir. Serilerde yapısal kırılmaların göz önünde bulundurulmaması sahte regresyon problemine neden olabilir. Dolayısıyla yapısal kırılmalı testlere gereksinim söz konusudur. (Perron, 1989). Bu yüzden araştırmada Lee-Strazicich (2003) çift kırılmalı birim kök testleri de kullanılmıştır.

Zivot-Andrews ve Lumsdaine-Papell birim kök testleri için sıfır hipotezi serinin yapısal kırılma olmaksızın birim köklü olduğu şeklindedir. Bunlardan ayrı olarak Lee-Strazicich (LM) çift kırılmalı birim kök testinde ise sıfır hipotezi serinin yapısal kırılma ile beraber birim köklü olduğu biçimindedir (Lee ve Strazicich, 2003; Esenyel, 2017). LM birim kök testi açısından ele alınan yöntem Eşitlik 15'teki gibi gösterilir:

$$y_t = \delta' Z_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \beta \varepsilon_{t-1} + u_0 \quad (15)$$

Eşitlik 15'te dışsal değişkenler vektörü Z_t ($Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$) ile gösterilirken, saf hata terimi ise $\varepsilon_t \approx iid N(0, \sigma^2)$ ile ifade edilmektedir. D_{it} ve DT_{it} ile gösterilen gölge değişkenler ise Eşitlik 16 ve 17'deki gibi tanımlanır (Esenyel, 2017):

$$Z = [1, t, D_{it}, D_{it}]', \quad i = 1, 2 \quad D_{it} = \begin{cases} 1, & t \geq TB_i + 1 \\ 0, & \text{diğer durumlar} \end{cases} \quad (16)$$

$$Z = [1, t, D_{it}, D_{it}, DT_{it}, DT_{it}]', \quad i = 1, 2 \quad DT_{it} = \begin{cases} t - TB_i, & t \\ 0, & \text{diğer durumlar} \end{cases} \quad (17)$$

Yukarıdaki eşitliklerde yer alan TB kırılma tarihini belirtmektedir. Eşitlik 11 ise düzeyde tek kırılma varsa Model A, düzeyde çift kırılma varsa Model AA, düzeyde ve trendde tek kırılma varsa Model C ve son olarak düzeyde ve trendde çift kırılma varsa Model CC biçiminde isimlendirilir. LM birim kök test istatistiğini hesaplamak için Eşitlik 18 ele alınır (Lee ve Strazicich, 2003; Esenyel, 2017):

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi S_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta S_{t-i} + u_t \quad (18)$$

Buna ek olarak çift kırılmanın yerinin belirlenmesinde ise $\lambda_i = TB_i/T$, $i = 1, 2$ denkleminde yararlanılmakta ve toplam gözlem sayısı T ile gösterilmektedir. LM birim kök testi açısından kırılma tarihleri $LM_\tau = \inf_{\lambda} \tau(\lambda)$ olarak test istatistiğinin en küçük olduğu değerde ele alınmaktadır (Esenyel, 2017).

4.2.Eşbütünleşme Analizi

Seviyelerinde durağan olmayıp en az iki serinin durağan bileşimini belirten eşbütünleşmeyi analiz etmek için genellikle Engle-Granger ve Johansen yaklaşımları kullanılmakta olup bu yaklaşımlarda aralarındaki eşbütünleşme ilişkisi incelenen serilerin aynı dereceden durağan olmaları varsayımı bulunur (Gülmez, 2015). Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımında bu varsayım aranmayan durum biçimine dönüşmüştür. Bu çalışmada ARDL sınır testi yaklaşımı esas alınmıştır. ARDL sınır testi analize dahil edilen değişkenlerin $I(0)$ yada $I(1)$ olup olmasına dayalı olmaksızın uygulanabilmektedir. Yani değişkenlerin durağanlık derecelerini belirlemeye gerek olmaksızın bu test gerçekleştirilmektedir (Gülmez, 2015). Kısıtsız hata düzeltme modelini ele alarak daha iyi istatistiksel özelliklere sahip olan ve küçük örneklerde Engle-Granger ve Johansen yaklaşımlarına göre daha etkin ve güvenilir sonuçlar ortaya koyabilen söz konusu metotla kısa ve uzun dönem parametrelerinin tahmini mümkün olabilmektedir (Narayan 2005; Gülmez, 2015; Pamuk ve Bektaş, 2014). Üç aşamadan meydana gelen ARDL yönteminin ilk aşamasında sınır testinin uygulanması yer almakta olup bu test ile değişkenler arasında uzun dönem ilişkilerinin olup olmadığı analiz edilir. ARDL sınır testine yönelik ele alınacak denklem şu şekildedir (Görüş ve Türköz, 2016; Turgut vd., 2021):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + \alpha_3 Y_{t-1} + \alpha_4 X_{t-1} + \mu_t \quad (19)$$

ARDL sınır testi işleminde sıfır hipotezi seriler arasında bir eşbütünleşme olmadığı biçiminde söylenebilirken alternatif hipotez seriler arasında bir eşbütünleşme bulunduğu biçiminde ifade edilebilir. Eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı test edilirken değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F-testi uygulanır (Turgut vd., 2021). Hesaplanan F değeri, Pesaran vd. (2001) tarafından tablolaştırılmış alt ve üst kritik değerleriyle mukayese edilir.

F test istatistiği, üst kritik değerden fazla ise eşbütünleşmenin olduğu ifade edilir. Eğer F test istatistiği alt kritik değerden düşük ise seriler arasında eşbütünleşmenin bulunmadığı söylenebilir. Şayet F test istatistiği alt ve üst kritik değerlerin arasında ise eşbütünleşme hakkında net bir şey söylenemez ve bu durumda değişkenlerin durağanlık düzeylerini ele alan diğer eşbütünleşme yöntemlerinin göz önünde bulundurulması gerekir (Gülmez, 2015).

Eşitlik 19'da yer alan (t) trend değişkenini, (m) ise gecikme uzunluğunu gösterir. Modelle ilgili olarak uygun gecikme uzunluğu ortaya konurken, AIC ve SIC bilgi kriterlerinden faydalanılabilir.

ARDL sınır testi modelinin daha doğru ve güvenilir bir model olup olmadığını belirleyebilmede normal dağılım, otokorelasyon, değişen varyans ve model kurulum testleri kullanılabilir. Ele alınan seriler ve tahmin edilen ARDL denkleminde otokorelasyon olmaması beklenir ve bunun analizi için Breusch-Godfrey serisel korelasyon LM testinden yararlanılır. Buna yönelik kurulacak hipotezler şu şekildedir:

$H_0 = \text{Seride otokorelasyon problemi yoktur}$

$H_1 = \text{Seride otokorelasyon problemi vardır}$

Modelde ele alınan değişkenlerin zaman serisi boyunca normal dağılıp dağılmadığını analiz etmek için Jarque-Bera normallik testinden yararlanılır. Buna ilişkin kurulacak şu şekildedir:

$H_0 = \text{Seri normal dağılmıştır}$

$H_1 = \text{Seri normal dağılmamıştır}$

ARDL sınır testi yardımıyla tahmini yapılan modelde değişen varyans sorununun olup olmadığını belirlemek için Breusch-Pagan-Godfrey testinden faydalanılmaktadır. Buna yönelik kurulacak hipotezler şu şekildedir:

$H_0 = \text{Seride değişen varyans problemi yoktur}$

$H_1 = \text{Seride değişen varyans problemi vardır}$

Serilerde model kurma hatası olup olmadığının belirlenmesi için Ramsey Reset testinden yararlanılmaktadır. Buna ilişkin kurulacak hipotezler ise şu şekildedir:

$H_0 = \text{Seride model kurma hatası yoktur}$

$H_1 = \text{Seride model kurma hatası vardır}$

Sınır testi sonucuna göre değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu belirlenirse bu değişkenlere yönelik uzun ve kısa dönem parametre değerlerinin hesaplanması gerekmektedir. ARDL analizinin ikinci aşamasını uzun dönemli analizin yapılarak yorumlanması oluşturur. Uzun dönem modeli Eşitlik 20'deki gibi oluşturulmaktadır (Erdoğan ve Bozkurt, 2008; Turgut vd., 2021):

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} X_{t-i} + \mu_t \quad (20)$$

ARDL analizinin üçüncü ve son aşamasını kısa dönem ilişkisinin tahmin edilmesi oluşturur. Bu ilişki tahmin edilirken uzun dönem modelinden elde edilen hata düzeltme teriminden (HDT) faydalanılmakta ve bu değer bir dönem gecikmeli olanı dikkate alınmaktadır. Hata düzeltme modelini göz önünde bulunduran kısa dönem ilişkisi Eşitlik 21'deki gibi oluşturulmaktadır (Gülmez, 2015; Turgut vd., 2021):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + \beta HDT_{t-1} + \mu_t \quad (21)$$

Yukarıdaki eşitlikte yer alan ve kısa dönem dengesizliğinin ne kadarlık kısmının uzun dönemde ortadan kaldırılacağını yada kısa dönemli şoklardan sonra sistemin uzun dönem dengesine uyarlanma hızını gösteren bir dönem gecikmeli HDT'ye yönelik katsayı istatistiksel olarak anlamlı ve negatif olmalıdır. Bu katsayı 0 ile -1 arasında ise uzun dönem denge değerine tekdüze yaklaşma vardır. Katsayı -1 ile -2 arasında ise hata düzeltme aşaması uzun dönem denge değerleri etrafında azalan dalgalanmalarla dengeye ulaşmaktadır. Eğer katsayı 0'dan büyük yada -2'den küçük ise dengeden uzaklaşmaktadır (Turgut vd., 2021; Şahin ve Gökdemir, 2016).

4.3. Nedensellik Analizi

Araştırmada nihai aşamada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri incelenmektedir. Toda-Yamamoto'nun (1995) geliştirmiş olduğu nedensellik analizi serilerin bütünsel derecelerinin I(0), I(1) ya da I(2) olması durumunda kullanılabilen ve nedensellik testini değişkenlerin düzey değerlerini göz önünde bulundurarak gerçekleştiren değerli bir tekniktir. Toda-Yamamoto testi durağan olmayıp eşbütünleşik olan seriler için standart Granger nedensellik analizinin geliştirilmiş biçimi olup ortaya çıkması olası bazı eksiklikleri ortadan kaldırmaktadır. Bu yaklaşımda farklı derecelerden entegre olmuş seriler arasındaki nedensellik ilişkisi incelenebilmektedir. Ayrıca bu test seriler arasında eşbütünleşme olmasından bağımsızdır (Toda ve Yamamoto, 1995; Yenisu, 2019; Akar ve Özcan, 2020). Toda-Yamamoto testinde seriler durağanlık derecesine bağlı olmaksızın analize dahil edilmekte ve bu durum ise serilerin daha çok bilgi içerip daha başarılı sonuçların ortaya çıkmasını sağlamaktadır. Ayrıca ilgili test serilerin seviye değerlerine uygulandığından dolayı fark alma sonucu oluşan bilgi kaybı önlenir (Çil Yavuz, 2006; Doğan, 2017; Yaşar Akçalı ve Şişmanoğlu, 2019). Toda-Yamamoto yaklaşımı birim kök ve eşbütünleşme tespitinde kullanılan olası eğilimli ön testlere gerek duymaz ve değişken seviyelerinde standart bir VAR modeline uyar. Bunun sonucunda ise serilerin bütünsel derecesinin yanlış tespitine yönelik risk minimize edilir (Yaşar Akçalı ve Şişmanoğlu, 2019; Kızılgöz ve Erbaykal, 2008). Toda-Yamamoto'nun önermiş olduğu yaklaşım Sims vd.(1990)'nin tekniğini tamamlayıcı niteliktedir ve bu teknik ile entegre ve koentegre süreçlere sahip olan geliştirilmiş VAR modeline bağlı nedensellik çıkarımları yapılabilmektedir (Çetin ve Şeker, 2013; Aksoy vd., 2020).

Bu yaklaşımda öncelikle serilerin entegre olma derecesinden bağımsız olarak düzeylerinden yararlanılarak gecikme uzunluğuna duyarlı sonuçlar veren standart VAR modeli oluşturulur. Sonrasında yapay biçimde VAR modelinin gerçek gecikme uzunluğu (k), serilerin maksimum entegrasyon derecesi (d_{max}) ilave edilmesi sonucunda $k + d_{max}$ olarak değiştirilir ve prosedüre göre k 'nın d_{max} 'dan fazla olmaması gerekir (Toda ve Yamamoto, 1995; Yenisu, 2019). Bu yaklaşımın temelinde VAR modelindeki gecikme sayısını modele giren değişkenlerin maksimum bütünsel derecesi kadar arttırmak yatmaktadır (Kızılgöz ve Erbaykal, 2008). Toda-Yamamoto yönteminde Y ve X gibi iki değişkenli tahmin edilen VAR ($k + d_{max}$) modeli Eşitlik 22 ve 23 ile ifade edilir (Terzi ve Yurtkuran, 2016):

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} a_{2j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^k b_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} b_{2j} X_{t-j} + e_{1t} \quad (22)$$

$$X_t = c_0 + \sum_{i=1}^k c_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} c_{2j} X_{t-j} + \sum_{i=1}^k d_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} d_{2j} Y_{t-j} + e_{2t} \quad (23)$$

VAR modelinde hata terimlerinin sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip olduğu, ardışık bağımlılık ve değişen varyansın olmadığı varsayılır (Terzi ve Yurtkuran, 2016). Optimal gecikme uzunluğu olan k , AIC ve SIC bilgi kriterleriyle; d_{max} ise birim kök testleriyle belirlenmektedir. Toda-Yamamoto testinin son aşamasında $k + d_{max}$ boyutundaki VAR modelinin görünüşte ilişkisiz regresyon yöntemiyle tahmini yapılır (Yaşar Akçalı ve Şişmanoğlu, 2019). Bunu takiben sonradan dahil edilen gecikmeli serilere ait parametreler dışındakilere sıfır kısıtı getirilir ve H_0 hipotezi oluşturulur.

H_0 hipotezine göre elde edilen kısıtlı ve kısıtsız VAR modellerini dikkate alarak standart χ^2 dağılımı gösteren Wald test istatistiği hesaplanır (Akar ve Özcan, 2020). Hesaplanan Wald test istatistiğinin k serbestlik dereceli tablo değerinden büyük olması durumunda yokluk hipotezi reddedilmektedir (Çil Yavuz, 2006). $H_0: b_{1i} = 0$ hipotezi reddedilirse X, Y 'nin nedeni olmakta iken $H_0: d_{1i} = 0$ hipotezi reddedilirse Y, X 'in nedenidir (Terzi ve Yurtkuran, 2016).

4.4. Ampirik Bulgular

VAR modeli ile optimal gecikme uzunluğu belirleme kriterlerine ilişkin bilgi Tablo 2’de verilmiştir. Buradaki neticelere göre otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı ve optimal gecikme uzunluğu 5 olarak belirlenmiştir. Bu değer ise ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik analizinde dikkate alınmıştır.

Tablo 2: VAR Optimal Gecikme Uzunluğu Belirleme Kriterleri

Gecikme uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2021.085	NA	7.26×10^{11}	35.82451	35.89692	35.85389
1	-1565.196	879.5019	2.67×10^8	27.91498	28.20461	28.03251
2	-1547.334	33.51146	2.28×10^8	27.75812	28.26498	27.96380
3	-1542.146	9.457775	2.44×10^8	27.82559	28.54968	28.11942
4	-1529.109	23.07369	2.28×10^8	27.75415	28.69546	28.13612
5	-1511.251	30.65981 *	$1.95 \times 10^8 *$	27.59736 *	28.75590	28.06748

* Otokorelasyon ve değişen varyans olmadığında optimal gecikme uzunluğunu gösterir. **Kısaltmalar:** LR: sıralı değiştirilmiş LR test istatistiği (her test %5 düzeyinde), FPE: Son tahmin hatası, AIC: Akaike bilgi kriteri, SC: Schwarz bilgi kriteri, HQ: Hannan-Quinn bilgi kriteri

Değişkenlerin birim kök analizlerinden ulaşılan neticeler Tablo 3’te gösterilmiştir. Tablodaki Ng Perron birim kök test sonuçlarına göre Baltic Dry Indeks, Gösterge Faiz oranı ve BIST 100 değişkenleri düzeyde durağan bulunmamış ve birinci farkı alınarak durağanlaştırılmıştır.

Araştırmada değişkenlerin birim kök analizleri Lee-Strazicich çift kırılmalı test aracılığıyla gerçekleştirilmiştir. Söz konusu testin sonuçları ise Tablo 3’te ortaya konulmuştur. Buna göre Baltic Dry Indeks, Gösterge Faiz oranı ve BIST 100 değişkenleri düzeyde durağan bulunmuşlardır. Baltic Dry Indeks serisi için kırılma tarihleri 12 Haziran 2020 ve 4 Mart 2022 tarihleri, Gösterge Faiz oranı için kırılma tarihleri 19 Mart 2021 ve 6 Nisan 2022 tarihleri ve BIST 100 için kırılma tarihleri 26 Kasım 2021 ve 31 Aralık 2021 olarak ele alınmıştır.

Tablo 3: Birim Kök Test Sonuçları

	MZa	MZt	MSB	MPT
Panel A: Ng-Perron				
Baltic Dry Indeks	-2.04680 (0)	-0.94248 (0)	0.46046 (0)	11.3058 (0)
Gösterge Faiz oranı	0.91602 (0)	0.72342 (0)	0.78974 (0)	45.4322 (0)
BIST 100	1.64229 (0)	1.49870 (0)	0.91257 (0)	66.7318 (0)
Δ Baltic Dry Indeks	-28.0023 (1) *	-3.70374 (1) *	0.13227 (1) *	0.99772 (1) *
Δ Gösterge Faiz oranı	-14.1039 (1) *	-2.64746 (1) *	0.18771 (1) *	1.76876 (1) *
Δ BIST 100	-23.9211 (1) *	-3.20228 (1) *	0.13387 (1) *	1.86801 (1) *
Panel B: Lee-Strazizich	LM	TB1	TB2	
Baltic Dry Indeks	0.721662 (0) *	12 Haziran 2020	4 Mart 2022	
Gösterge Faiz oranı	1.115723 (0) *	19 Mart 2021	6 Nisan 2022	
BIST 100	1.209029 (0) *	26 Kasım 2021	31 Aralık 2021	

*Optimal gecikme uzunluğu AIC kriteri ile otomatik olarak belirlenmiş olup parantez içinde gösterilmiştir. * %5 düzeyinde anlamlılığı belirtir. TB1 ve TB2 kırılma tarihlerini ifade eder. Kritik değerler, Lee ve Strazizich (2003)'den sağlanmıştır.*

ARDL sınır testi sonuçları ise Tablo 4'te verilmiştir. Bütün modeller için F -istatistiği sonucunun %5 düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle modeller arasında bir eşbütünlüşme daha doğru bir ifadeyle uzun dönem ilişkisinin bulunduğu söylenebilir. ARDL sınır testi modelleri incelendiğinde, normal dağılımın sağlandığı, model kurulumunda bir hata olmadığı, otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin sözkonusu olmadığı, bu nedenle modellerin uygun olduğu saptanmıştır. Breusch-Godfrey serisel korelasyon LM testine göre %5 önem seviyesinde seride otokorelasyon problemi olmadığını belirten H_0 hipotezi reddedilemez. Jarque-Bera normallik testine göre %5 önem seviyesinde serinin normal dağıldığını belirten H_0 hipotezi reddedilemez. Breusch-Pagan-Godfrey testine göre %5 önem seviyesinde seride değişen varyans problemi olmadığını belirten H_0 hipotezi reddedilemez. Ramsey Reset testine göre %5 önem seviyesinde seride model kurma hatası olmadığını belirten H_0 hipotezi reddedilemez.

Tablo 4: ARDL Sınır Testi Sonuçları

	Baltic Dry Indeks	Gösterge Faiz (%)	BIST 100
F-istatistiği	2.020 *	3.177 *	1.024 *
Yapısal kırılma tarihi	12 Haziran 2020 4 Mart 2022	19 Mart 2021 6 Nisan 2022	26 Kasım 2021 31 Aralık 2021
AIC maksimum gecikme	5	5	5
ARDL optimal gecikme sıralaması	(2,2,0)	(5,0,1)	(5,4,5)
Alt sınır, I(0)	3.17	3.17	3.17
Üst sınır, I(1)	4.14	4.14	4.14
Tanısal testler			
R ²	0.3999	0.973	0.988
Düzeltilmiş R ²	0.389	0.971	0.986
F-istatistiği	39.196 *	469.578 *	495.067 *
Breusch-Godfrey LM testi	0,089 (0,950)	1,114 (0,332)	0,048 (0,953)
ARCH LM testi	0,193 (0,908)	2,445 (0,299)	0,116 (0,944)
Jarque-Bera testi	5,099 (0,078)	1,566 (0,235)	1,315 (0,185)
Ramsey RESET testi	0,344 (0,559)	3,764 (0,055)	0,233 (0,631)

*Optimal gecikme uzunluğu, AIC kriteri temel alınarak belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler, olasılık değerlerini gösterir. * %5 düzeyinde anlamlılığı gösterir.*

Toda-Yamamoto nedensellik testinde, boş hipotez değişkenler arasında nedensellik bulunmadığını ifade ederken, alternatif hipotez değişkenler arasında nedensellik bulunduğunu gösterir. Tablo 5'te yer alan Toda Yamamoto nedensellik sonuçlarına göre; Baltic Dry Indeks'ten BIST 100, Gösterge Faiz oranı ve her ikisinin bulunduğu genel modelde bir nedensellik tespit edilememiştir. BIST 100'den Baltic Dry Indeks, Gösterge Faiz oranı ve her ikisinin bulunduğu genel modelde bir nedensellik tespit edilmiştir. Genel Faiz Oranından Baltic Dry İndekse doğru bir nedensellik gözlenmez iken BIST 100 ve her ikisinin bulunduğu genel modelde bir nedensellik gözlenmiştir.

Tablo 5: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

	χ^2 -istatistiği	p	Nedensellik
Baltic Dry Indeks			
BIST 100	6.337019	0.2748	Yok
Gösterge Faiz (%)	3.824622	0.5749	Yok
Genel Model	12.18918	0.2726	Yok
BIST 100			
Baltic Dry Indeks	11.98846	0.0349	Var
Gösterge Faiz (%)	27.39579	0.0000	Var
Genel Model	39.82336	0.0000	Var
Gösterge Faiz (%)			
Baltic Dry Indeks	8.716762	0.1209	Yok
BIST 100	16.08370	0.0066	Var
Genel Model	18.90414	0.0415	Var

5. Sonuç

Baltık kuru yük endeksi, deniz lojistiğinde kullanılan, son derece itibarlı bir ekonomik öncü gösterge olup, dünya piyasalarında ilgiyle takip edilmektedir. Endeks, nakliyesi yapılan yükler mukabilinde sağlanan ücretleri, başka bir deyişle navlun fiyatlarını temel almakta ve günlük bültenler halinde göstermektedir. Baltık kuru yük endeksi, 200 yıldan fazla geçmişe sahip, merkezi Londra’da olan ve denizcilik sektörü ile ilgili bağımsız veri sağlayıcısı olan Baltık Borsası aracılığıyla yayınlanmaktadır. Bu çalışmada küresel düzeyde önemli bir öncü gösterge olan Baltık kuru yük endeksi ile Türkiye finansal piyasaları arasındaki nedensellik ilişkisi Covid 19 pandemi dönemi için araştırılmıştır. Ele alınan değişkenler Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI) ile Türkiye gösterge faiz oranı ve BİST-100 endeksidir. Veriler analiz edildiğinde Baltic Dry Indeks’ten BIST 100, Gösterge Faiz oranı ve her ikisinin bulunduğu genel modelde bir nedensellik tespit edilememiştir. BIST 100’den Baltic Dry Indeks, Gösterge Faiz oranı ve her ikisinin bulunduğu genel modelde bir nedensellik tespit edilmiştir. Genel Faiz Oranından Baltic Dry İndekse doğru bir nedensellik tespit edilememişken BIST 100 ve her ikisinin bulunduğu genel modelde bir nedensellik tespit edilmiştir. Dolayısıyla bu çalışmada elde edilen sonuçlar, literatürdeki çalışmalardan Chang ve Lin (2009), Şimdi ve Tunahan (2015), Barut vd. (2020), Açık vd.(2021)’nin çalışmalarıyla paralellik göstermektedir.

Kaynakça

- Açık, A. & Başer, S.Ö. (2018). Baltık Kuru Yük Endeksi Etkin mi?. *Journal of Yasar University*, 13(50), 140-149.
- Açık, A., Okutucu, Ö., Efes, K.Ö. & Başer, S.Ö. (2021). Analyzing the Impact of Interest Rate on Dry Bulk Freight Market With Time-Varying Causality Method. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 403-417.
- Akar, G. & Özcan, M. (2020). MIST Ülkelerinde İthalat, İhracat ve Ekonomik Büyüme: Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 9(1), 47-59.
- Aksoy, E., Teker, T., Mazak, M. & Kocabıyık, T. (2020). Kripto Paralar ve Fiyat İlişkileri Üzerine Bir Analiz: Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi ile Bir İnceleme. *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 37, 110-129.
- Alizadeh, A.H. & Muradoğlu, G. (2014). Stock market efficiency and international shipping-market information. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 33, 445-461.

- Apergis, N. & Payne, J.E. (2013). New Evidence on the Information and Predictive Content of the Baltic Dry Index. *Int. J. Financial Stud*, 1(3), 62-80.
- Bakshi, G., Panayotov, G. & Skoulakis, G. (2011). The Baltic dry index as a predictor of global stock returns, commodity returns, and global economic activity. Working Paper University of Maryland.
- Bandyopadhyay, A. & Rajib, P. (2021). The asymmetric relationship between Baltic Dry Index and commodity spot prices: evidence from nonparametric causality-in-quantiles test. *Mineral Economics*, 2367, 1-21.
- Barut, A., Görgün, M.R. & Erdoğan, A. (2020). Baltık Kuru Yük Endeksi ve Dow Jones Demir- Çelik Endeksi Arasındaki İlişki. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 9(3), 3019-3033.
- Baur, D. & Löffler, G. (2013). Predicting the equity premium with the demand for gold coins and bars. *FIRN Research Paper*, 1-10.
- Bildirici, M.E., Kayıkçı, F. & Onat, I.Ş. (2015). Baltic Dry Index as a Major Economic Policy Indicator: The relationship with Economic Growth. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 210, 416 – 424.
- Chang, C. & Lin, C. (2009). Causality Analysis between Baltic Dry Index and Stock Markets in BRICs. National Cheng Kung University Department of Transportation & Communication Management Science Paper Series, No:1201.
- Chen, Z, Zhang, X. & Chai, J. (2021). The Dynamic Impacts of the Global Shipping Market under the Background of Oil Price Fluctuations and Emergencies. *Complexity*, Volume 2021, 8826253, 1-13. <https://doi.org/10.1155/2021/8826253>.
- Choi, K.H. & Kim, D.Y. (2019). The Effect of Baltic Dry Index on the Korean Stock Price Volatility. *Journal of Korea Port Economic Association*, 35(2), 61-76.
- Cihangir, Ç.K. (2018). Küresel Risk Algısının Küresel Ticaret Üzerindeki Etkisi. *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 6(1), 1-10.
- Conrad, C., Custovic, A. & Ghysels, E. (2018). Long- and Short-Term Cryptocurrency Volatility Components: A GARCH-MIDAS Analysis. *Journal of Risk and Financial Management*, 11(23), 1- 12.
- Çetin, M. & Şeker, F. (2013). Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve İhracat İlişkisi: Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir Nedensellik Analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(1), 121-142.
- Çil Yavuz, N. (2006). Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(2), 162-171.
- Doğan, B. (2017). Ekonomik Küreselleşme ve Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 54(628), 19-27.
- Erdoğan, O., Tata, K., Karahasan, B.C. & Şengöz, M.H. (2013). Dynamics of the co-movement between stock and maritime markets. *International Review of Economics & Finance*, 25, 282-290.
- Erdoğan, S. & Bozkurt, H. (2008). Türkiye’de Yaşam Beklentisi-Ekonomik Büyüme İlişkisi: ARDL Modeli ile Bir Analizi. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 3(1), 25-38.
- Esenyel, N.M. (2017). Türkiye’de Enerji Yakınsama Hipotezinin Sınanması: Yapısal Kırılmalı Birim Kök Analizi. *Social Sciences Research Journal*, 6(3), 42-52.
- Giannarakis, G., Lemonakis, C., Sormas, A. & Georganakis, C. (2017). **The effect of baltic dry index, gold, oil and USA trade balance on dow jones sustainability index World.** *Int. J. Econ. Financial Issues*, 7 (5), 155-160.
- Göktaş, Ö. (2008). Türkiye Ekonomisinde Bütçe Açığının Sürdürülebilirliğinin Analizi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Ve İstatistik Dergisi*, 8, 45-64.

- Görüş, M. Ş. & Türköz, K. (2016). Türkiye’de Petrol Talebinin Fiyat ve Gelir Esneklikleri: ARDL Sınır Testi ve Nedensellik Analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 18(1), 31-54.
- Graham, M., Peltomaki, J. & Piljak, V. (2016). Global economic activity as an explicator of emerging market equity returns. *Research in International Business and Finance*, 36, 424-435.
- Gusanu, A., Merika, A. & Triantafyllou, A. (2012). *Is There a Lead-Lag Relationship Between Freight Rates and Stock Returns in the Dry-Bulk Shipping Industry?* Nineteenth Annual Conference Multinational Finance Society, 24-27 June, Krakow.
- Gülmez, A. (2015). Türkiye’de Dış Finansman Kaynakları Ekonomik Büyüme İlişkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 11(2), 139-152.
- Han, L., Jin, J., Wu, L., & Zeng, H. (2020). The volatility linkage between energy and agricultural futures markets with external shocks. *International Review of Financial Analysis*, 68, 101317.
- Han, L., Wan, L. & Xu, Y. (2020). Can the baltic dry index predict foreign exchange rates? *Finance Research Letters*, 32, 101157.
- Kavussanos, M.G., Visvikis, I.D. & Dimitrakopoulos, D.N. (2014). Economic spillovers between related derivatives markets: The case of commodity and freight markets. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 68, 79-102.
- Kızılgöz, Ö. & Erbaykal, E. (2008). Türkiye’de Turizm Gelirleri ile Ekonomik Büyüme İlişkisi: Bir Nedensellik Analizi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi*, 13(2), 351-360.
- Kıracı, K. & Akan, E. (2020). Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI) ile Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler Arasındaki Nedensellik İlişkisi. C. Kartal ve M. Kamışlı (Ed.) *İşletme ve Finans Yazıları –IV içinde (s.263-277)*. İstanbul: Beta Basım Yayın Dağıtım A.Ş.
- Koskinen, M.M. & Hilmola, O.P. (2005). Investment Cycles in the Newbuilding Market of Ice-Strengthened Oil Tankers. *Maritime Economics & Logistics*, 7, 173-188.
- Kuo, P.L., Chiu, C.L., Chen, C.S. & Wang, M.C. (2020). The Dynamic Relationships Between The Baltic Dry Index And The BRICS Stock Markets: A Wavelet Analysis. *Asian Economic and Financial Review*, 10(3), 340-351.
- Lee, J. & Strazicich, M. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lin, A.J., Chang, H.Y. & Hsiao, J.L. (2019). Does the Baltic Dry Index drive volatility spillovers in the commodities, currency, or stock markets?. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 127, 265-283.
- Liu, B., Li, W., Liu, X. & Liu, C. (2010). Research on the Correlation of BDI and SSE Composite Index: Empirical Analysis from the Years of 2007-2009. In International Conference on E-Product E-Service and E-Entertainment (pp. 1-4). IEEE. <https://doi.org/10.1109/ICEEE.2010.5660271>
- Manoharan, M. & Visalakshmi, S. (2019). The Interrelation Between Baltic Dry Index A Practical Economic Indicator and Emerging Stock Market Indices. *Afro-Asian Journal Of Finance and Accounting*, 9(2), 213-224.
- Narayan, P.K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37 (17), 1979-1990.
- Ng, S. & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Oomen, J. (2012). *The Baltic Dry Index: A predictor of stock market returns?* (Master Thesis). Tilburg University, Tilburg.
- Öztürk, S. & Çınar, U. (2018). Kamu Dış Borçlanması ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Üzerine Ampirik Bir Uygulama (1975-2016). *Sosyal Bilimler Metinleri*, 1, 66-79.

- Pamuk, M. & Bektaş, H. (2014). Türkiye’de Eğitim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 2(2), 77-90.
- Papailias F. & Thomakos, D. (2013) The Baltic Dry Index: Cyclical Analysis and Forecasting, Quantf Research Working Paper Series.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Sartorius, K., Sartorius, B. & Zuccollo, D. (2018). Does the Baltic dry index predict economic activity in South Africa? A review from 1985 to 2016. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 21(1), 1-9.
- Sbia, R., Shahbaz, M. & Hamdi, H. (2014). A contribution of foreign direct investment, clean energy, trade openness, carbon emissions and economic growth to energy demand in UAE. *Economic Modelling*, 36, 191-197.
- Sevüktekin, M. & Nargeleçekenler, M. (2006). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitésinin Modellenmesi ve Öneriler. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, (61)4, 243-265.
- Shahbaz, M. & Lean, H. H. (2012). Does financial development increase energy consumption? The role of industrialization and urbanization in Tunisia. *Energy Policy*, 40, 473-479.
- Şahin, G. & Gökdemir, L. (2016). İnsani Gelişme Endeksi Bileşenlerinin Türkiye Ölçeğinde ARDL Sınır Testi ile Sınanması. *Gazi İktisat ve İşletme Dergisi*, 2(1), 1-24.
- Şimdi, H. & Tunahan, H. (2015). Should Be Frightened of Change in Freight Rates? A Casualty Analysis Between International Maritime Transportation Costs and Industrial Stock Market Returns. *Osmangazi University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 10(3), 77-90.
- Terzi, H. & Yurtkuran, S. (2016). Türkiye’de Eğitim ve İktisadi Büyüme İlişkisi: Sims ve Toda-Yamamoto Nedensellik Analizleri. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 11(2), 7-24.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector auto-regressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1), 225-250.
- Turgut, E., Uçan, O. & Başaran, N. (2021). Turizm Sektörünün Türkiye Ekonomisine Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 45, 144-159.
- Yaşar Akçalı, B. & Şişmanoğlu, E. (2019). Kripto Para Birimleri Arasındaki İlişkinin Toda-Yamamoto Nedensellik Testi İle Analizi. *EKEV Akademi Dergisi*, 23(78), 99-122.
- Yenisu, E. (2019). Türkiye’de Enflasyonun Makroekonomik Belirleyicileri: Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 7(1), 43-58.
- Yılmaz, T. & Emir, S. (2021). Petrol Fiyatları ve Baltık Kuru Yük Endeksinin Hisse Senedi Piyasaları Üzerindeki Etkilerinin İncelenmesi: Ekonometrik Bir Araştırma. *International Journal of Business, Economics and Management Perspectives*, 5(2), 861-876.
- Zhang, S. & Pei, L. (2018). *Correlation Research of Shanghai Index and the BDI*. 7th International Conference on Education and Management (ICEM 2017). Atlantis Press.
- Zuccollo, D.R. (2014). *The Baltic Dry Index: a leading economic indicator and its use in a South African context*. (Master Thesis). University of the Witwatersrand, Johannesburg.
- <https://www.bloomberght.com/tahvil/faiz> (e.t. 12.06.2022).
- <https://www.bloomberght.com/emtia/bdiy> (e.t. 12.06.2022).
- <https://www.bloomberght.com/borsa/endeks/bist-istanbul> (e.t. 12.06.2022).

Research Article

Baltık Kuru Yük Endeksi İle Finansal Piyasalar Arasında Nedensellik İlişkisi: Pandemi Dönemi Türkiye Örneği

Causality Relationship Between Baltic Dry Index and Financial Markets: Pandemic Period Evidence From Turkey

Cumhur ŞAHİN Doç. Dr., Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi Bozüyük MYO Bankacılık ve Sigortacılık Programı cumhur.sahin@bilecik.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-8790-5851	Çağlar KARAMAŞA Dr. Öğr. Üyesi, Anadolu Üniversitesi İşletme Fakültesi Muhasebe-Finansman Bölümü ckaramasa@anadolu.edu.tr https://orcid.org/0000-0003-2454-1824
---	---

Extensive Summary

The Baltic dry index (BDI) is a concept of maritime logistics which shows the daily commercial activities of dry cargo transportation. The index is based on the fees paid for transported freight -freight rates- which it then presents as daily bulletins. BDI is published through the Baltic Exchange, an independent data provider for the maritime industry with over 200 years of history, and is headquartered in London. The Exchange holds high reputation in maritime logistics, making the index which draws from its data a leading guide. The index started operation in January 1985. This study investigated the causality relationship between the BDI, which is an important leading indicator at the global level, and the Turkish financial markets during the Covid 19 pandemic period.

A general review of the literature shows that there has been an increase in the number of studies trying to establish a link between the BDI and financial markets, especially since the early 2000s. Some of the main studies in this respect are outlined below.

Koskinen and Hilmola (2005, p.173) stated that BDI is successful in predicting stock prices and economic activities in a competitive economy. Bakshi et al. (2011) stated that BDI has a close relationship with stock markets and can be used as a leading indicator, whereas Gusanu et al. (2012) who studied the relationship between maritime transportation costs and the stock market index for the USA, Europe, and Asia determined that stock market indices lead to an increase in transportation costs expressed by BDI. Oomen (2012) investigated the relationship between the return of BDI and the return of stock futures in eleven developed countries and found a significant relationship between the return of BDI and the return of stock markets.

Papailias and Thomakos (2013, p.1) found that while it had a negative relationship with a weak US dollar, it has a positive interaction with the stock prices of emerging market economies. Apergis and Payne (2013, p.62) investigated the relationship between BDI and a number of financial asset groups for the period 1985-2012 and found that BDI is a useful tool that can be used in forecasting financial assets. Alizadeh and Muradoğlu (2014, p.445) found that BDI could predict the development of stock markets, Zuccollo (2014) investigated the relationship between BDI and the South African stock market and determined that there is a long-term causality from BDI to the South African stock market. In their study, Şimdi and Tunahan (2015, p.85) examined the relationship between the BDI, the US stock market, and the Borsa Istanbul Industrial Index and found that there was a one-way relationship between the variables. Graham et al. (2016, p.424) observed a significant and positive relationship between maritime logistics and emerging market equities, while Giannarakis et al. (2017, p.159) found that BDI has a significant and positive effect on the US stock market index, leading to the conclusion that the cost of shipping is a leading indicator in global growth and financial markets. Sartorius et al. (2018, p.9)

reported the existence of a significant causal relationship between BDI and stock indices in a study that focused on the South African Stock market.

Cihangir (2018, p.8) examined the relationship between VIX and BDI and concluded that there is a long-term cointegration relationship between the parameters examined and they had a positive interaction. Conrad et al. (2018, p.11) examined the long and short-term volatility between BDI and cryptocurrencies and found that there was a positive relationship between BDI and Bitcoin volatility. Lin et al. (2019, p. 265) found that BDI has a significant time-varying volatility spillover effect on commodity and stock markets. Manohar and Visalakshmi (2019, p.213) examined the relationship between the Indian and Chinese stock markets, and BDI between January 2011 and December 2015, and found that BDI was effective in both stock markets.

Choi and Kim (2019, p.61) investigated whether BDI has an effect on the volatility of the Korean stock price and found that BDI had a significant effect on stock prices in the manufacturing, services, and chemical industry, while it had no effect on other stocks. They also proved that the variation in shipping rates can be used to predict the volatility of the Korean stock market. While stating that BDI is a successful leading indicator in predicting developments in agricultural future financial markets, Han et al. (2020) also found a long-term and significant relationship between BDI and foreign exchange (FX) returns and determined that the increase in the dry load index has a negative effect on FX returns. Kiracı and Akan (2020, p.273) empirically examined the symmetric and asymmetric causality relationship between BDI and oil prices and the dollar index and found a positive correlation between the variables. Barut et al. (2020, p.3030) found an uncertain relationship when they examined the relationship between BDI and the US stock market commodity index.

Kuo et al. (2020, p.349) found a long-term cointegration relationship between BDI and the stock exchanges of the BRICS countries whereas Chen et al. (2021, p.12) reported an increase in BDI has a negative effect on the Chinese stock market, Açık et al. (2021, p.414) found an uncertain relationship between the US benchmark interest rate and BDI.

Yılmaz and Emir (2021, p. 874) set out to establish the effect of BDI and oil prices on stock markets and found that BDI values decreased because of a weakening occasioned by the pandemic. This decline was observed to have caused a disproportionate increase in volatility in emerging market economies and developed countries, the former registering a more significant increase. Bandyopadhyay and Rajib (2021) investigated the causality relationship between BDI and commodity spot prices and found that there was an asymmetrical relationship between BDI and commodity prices, and commodity prices had a causal effect on BDI.

This study analyzed the causality relationship between the Baltic Dry Index, benchmark interest rate (%), and measures of the ISE-100 index in the Turkish economy. The data were obtained from the *bloomberght* platform and included the weekly closing values between 13 March 2020 and 10 June 2022. Simple and multiple linear regression equations were used to investigate the variables. The econometric analysis was done in three stages. In the first stage, Ng-Perron and Lee-Strazicich unit root tests are used in the unit root analysis of the series. This was followed by the examination of the cointegration relationship between the series using ARDL bounds test. The causality relationships between the series were determined in the last stage.

This study investigated the causality relationship between the Baltic dry cargo index, which is an important leading indicator at the global level, and the Turkish financial markets during the Covid 19 pandemic. The variables considered are the Baltic Dry Index (BDI), Turkey benchmark interest rate, and ISE-100 index. The results of the analysis revealed no causality from the Baltic Dry Index to neither the ISE-100, the Benchmark Interest rate nor the general model that included both. There was, however, a causality from ISE-100 to the Baltic Dry Index, the Benchmark Interest rate, and to the general model that included both. While no causality could be found from the General Interest Rate to the Baltic Dry Index, a causality was found to the and to the general model that included both.